

ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ БЮДЖЕТНОЕ
ОБРАЗОВАТЕЛЬНОЕ
УЧРЕЖДЕНИЕ ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ
«САНКТ-ПЕТЕРБУРГСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ»

Направление «Физика»

ВЫПУСКНАЯ КВАЛИФИКАЦИОННАЯ РАБОТА

**ВЕРОЯТНОСТНЫЕ ПРЕДСТАВЛЕНИЯ РЕШЕНИЙ
ЗАДАЧИ КОШИ ДЛЯ НЕКОТОРЫХ
ЭВОЛЮЦИОННЫХ ЗАДАЧ**

Выполнил:

Студент бакалавриата _____ Федяев И.П.

Научный руководитель,
д.ф.-м.н., профессор _____ Смородина Н.В.

Рецензент,
д.ф.-м.н., профессор _____ Белопольская Я.И.

г. Санкт-Петербург, 2018

СОДЕРЖАНИЕ

1. Введение	3
2. Точечные пуассоновские поля	3
3. Безгранично делимые случайные величины	6
4. Однородные процессы с независимыми приращениями	8
5. Представление решений эволюционных уравнений	11
Список литературы	15

1. ВВЕДЕНИЕ

Известно, что ряд эволюционных уравнений математической физики допускает вероятностное представление в виде математического ожидания функционала от некоторого случайного процесса.

Например, решение задачи Коши для уравнения теплопроводности в \mathbb{R}^d

$$\frac{\partial u}{\partial t} = \frac{1}{2} \Delta u, \quad u(0, x) = \varphi(x)$$

допускает вероятностное представление

$$u(t, x) = \mathbb{E} \varphi(x + w(t)),$$

где $w(t)$ - стандартный d -мерный винеровский процесс.

В настоящей работе мы рассматриваем другой тип эволюционных уравнений, в правой части которого содержится некоторый интегрально-разностный оператор. Для вероятностного представления решения задачи Коши для таких уравнений требуется уже более сложные случайные процессы с независимыми приращениями. Сложность их заключается в том, что плотности одномерных распределений не выражаются через элементарные функции. Для таких процессов в работе строится представление в виде стохастического интеграла по некоторому пуассоновскому случайному полю. Также строится аппроксимация произвольных процессов с независимыми приращениями процессами с конечной спектральной мерой. Математические ожидания функционалов от таких процессов также являются решениями некоторых уравнений. Доказана теорема о сходимости решений допредельных уравнений к решению предельного уравнения.

2. ТОЧЕЧНЫЕ ПУАССОНОВСКИЕ ПОЛЯ

Пусть G — множество, \mathcal{B} — σ -алгебра его подмножеств, Π — конечная мера на (G, \mathcal{B}) . Пусть \varkappa - случайная величина, имеющая пуассоновское распределение с параметром $\Pi(G)$. Рассмотрим случайное подмножество $X = \{x_j\}_{j=1}^{\varkappa} \subset G$, точки которого независимы и имеют распределение $\mathbf{P}(\cdot) = \frac{\Pi(\cdot)}{\Pi(G)}$. Случайное подмножество X будем называть точечным пуассоновским полем. Справедливо следующее утверждение:

Теорема 1. 1. Для любого измеримого $A \subset G$ величина $N(A) = \# \{X \cap A\}$ имеет пуассоновское распределение с интенсивностью $\Pi(A)$.

2. Для любых измеримых непересекающихся $A \subset G$ и $B \subset G$ величины $N(A) = \# \{X \cap A\}$ и $N(B) = \# \{X \cap B\}$ независимы.

Доказательство. Докажем утверждение пункта 1. Воспользуемся формулой полной вероятности:

$$\mathbf{P}(N(A) = m) = \sum_{k \geq m} \mathbf{P}(N(A) = m \mid \varkappa = k) \mathbf{P}(\varkappa = k).$$

В силу независимости случайных величин x_j имеем:

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(N(A) = m \mid \varkappa = k) &= \mathbf{P}(\# \{x_j \mid x_j \in A\} = m \mid \varkappa = k) = \\ &= C_k^m \left(\frac{\Pi(A)}{\Pi(G)} \right)^m \left(\frac{\Pi(G \setminus A)}{\Pi(G)} \right)^{k-m}. \end{aligned} \quad (1)$$

Принимая во внимание, что \varkappa имеет пуассоновское распределение, получаем:

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(N(A) = m) &= \sum_{k \geq m} C_k^m \left(\frac{\Pi(A)}{\Pi(G)} \right)^m \left(\frac{\Pi(G \setminus A)}{\Pi(G)} \right)^{k-m} e^{-\Pi(G)} \frac{\Pi(G)^k}{k!} = \\ &= \sum_{k \geq m} \frac{1}{m! (k-m)!} (\Pi(A))^m (\Pi(G \setminus A))^{k-m} e^{-\Pi(G)} = \\ &= \sum_{i \geq 0} \frac{1}{m! i!} (\Pi(A))^m (\Pi(G \setminus A))^i e^{-\Pi(G)} = \\ &= e^{-\Pi(G \setminus A)} e^{-\Pi(A)} \frac{\Pi(A)^m}{m!} \sum_{i \geq 0} \frac{\Pi(G \setminus A)^i}{i!} = e^{-\Pi(A)} \frac{\Pi(A)^m}{m!}. \end{aligned} \quad (2)$$

Утверждение пункта 1 доказано, докажем утверждение пункта 2.

Снова используя формулу полной вероятности получаем:

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(N(A) = m, N(B) = n) &= \\ &= \sum_{k \geq n+m} C_k^m C_{k-m}^n \left(\frac{\Pi(A)}{\Pi(G)} \right)^m \left(\frac{\Pi(B)}{\Pi(G)} \right)^n \left(\frac{\Pi((G \setminus A) \setminus B)}{\Pi(G)} \right)^{k-m-n} e^{-\Pi(G)} \frac{\Pi(G)^k}{k!} = \\ &= e^{-\Pi(G)} \sum_{k \geq n+m} \frac{\Pi(A)^m}{m!} \frac{\Pi(B)^n}{n!} \frac{\Pi((G \setminus A) \setminus B)^{k-m-n}}{(k-m-n)!} = \\ &= e^{-\Pi(A)} \frac{\Pi(A)^m}{m!} e^{-\Pi(B)} \frac{\Pi(B)^n}{n!} \sum_{i \geq 0} e^{-\Pi((G \setminus A) \setminus B)} \frac{\Pi((G \setminus A) \setminus B)^i}{i!} = \\ &= e^{-\Pi(A)} \frac{\Pi(A)^m}{m!} e^{-\Pi(B)} \frac{\Pi(B)^n}{n!} = \mathbf{P}(N(A) = m) \mathbf{P}(N(B) = n). \end{aligned} \quad (3)$$

Таким образом, мы показали независимость $N(A)$ и $N(B)$. \square

Пусть $f : G \rightarrow \mathbb{R}$ - измеримая суммируемая функция. Определим случайную величину ξ , полагая

$$\xi = \sum_{x \in X} f(x).$$

Случайную величину ξ , определённую таким образом, называют ещё стохастическим интегралом по точечному пуассоновскому полю.

Справедливо следующее утверждение:

Теорема 2. 1. $\mathbb{E}\xi = \int_G f(x)d\Pi$
 2. $\mathbb{D}\xi = \int_G f(x)^2 d\Pi$
 3. $f_\xi(p) = \mathbb{E}e^{ip\xi} = \exp\left(\int_G (e^{ipf(x)} - 1)d\Pi\right)$

Доказательство. 1. Найдём математическое ожидание ξ :

$$\mathbb{E}\xi = \mathbb{E}\left(\sum_{x \in X} f(x)\right) = \mathbb{E}\left(\sum_{k=1}^{\varkappa} f(x_k)\right)$$

Поскольку случайные величины x_k независимы и имеют общее распределение, а также не зависят от \varkappa , то продолжая, предыдущие выкладки, получим:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\xi &= \mathbb{E}\left(\sum_{k=1}^{\varkappa} \frac{\int_G f(x)d\Pi}{\Pi(G)}\right) = \mathbb{E}\left(\varkappa \frac{\int_G f(x)d\Pi}{\Pi(G)}\right) = \frac{\int_G f(x)d\Pi}{\Pi(G)} \mathbb{E}\varkappa = \\ &= \frac{\int_G f(x)d\Pi}{\Pi(G)} \Pi(G) = \int_G f(x)d\Pi \quad (4) \end{aligned}$$

2. Найдём математическое ожидание ξ^2 :

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\xi^2 &= \mathbb{E}\left(\left(\sum_{k=1}^{\varkappa} f(x_k)\right)^2\right) = \mathbb{E}\left(\sum_{k=1}^{\varkappa} f^2(x_k) + 2 \sum_{k=2}^{\varkappa} \sum_{j < k} f(x_k)f(x_j)\right) = \\ &= \frac{\int_G f^2(x)d\Pi}{\Pi(G)} \mathbb{E}\varkappa + \frac{\left(\int_G f(x)d\Pi\right)^2}{(\Pi(G))^2} \mathbb{E}\varkappa(\varkappa - 1) = \\ &= \int_G f^2(x)d\Pi + \left(\int_G f(x)d\Pi\right)^2 \quad (5) \end{aligned}$$

Откуда получим, что $\mathbb{D}\xi = \int_G f^2(x)d\Pi$.

3. Наконец, найдём характеристическую функцию $f_\xi(p) = \mathbb{E}e^{ip\xi}$:

$$f_\xi(p) = \mathbb{E}e^{ip\xi} = \mathbb{E}\mathbb{E}\left(\exp\left(ip \sum_{k=1}^{\varkappa} f(x_k)\right) \mid \varkappa\right) = \mathbb{E}\mathbb{E}\left(\prod_{k=1}^s e^{ipf(x_k)}\right) \Big|_{s=\varkappa}$$

Поскольку x_k - независимые случайные величины, и функции независимых случайных величин - тоже независимые случайные величины, то:

$$\begin{aligned}
f_\xi(p) &= \mathbb{E} \left(\prod_{k=1}^{\varkappa} \mathbb{E} e^{ipf(x_k)} \right) = \\
&= \sum_{s=0}^{\infty} \mathbb{E} \left(\prod_{k=1}^s e^{ipf(x_k)} \mid \varkappa = s \right) \mathbf{P}(\varkappa = s) = \sum_{s=0}^{\infty} (\mathbb{E} e^{ipf(x_1)})^s \mathbf{P}(\varkappa = s) = \\
&= \sum_{s=0}^{\infty} \frac{(\int_G e^{ipf(x)} d\Pi)^s}{(\Pi(G))^s} e^{-\Pi(G)} \frac{(\Pi(G))^s}{s!} = \\
&= \exp \left(\int_G e^{ipf(x)} d\Pi - \Pi(G) \right) = \exp \left(\int_G (e^{ipf(x)} - 1) d\Pi \right) \quad (6)
\end{aligned}$$

В итоге имеем:

$$\mathbb{E}\xi = \int_G f(x) d\Pi, \quad \mathbb{D}\xi = \int_G f(x)^2 d\Pi, \quad f_\xi(p) = \exp \left(\int_G (e^{ipf(x)} - 1) d\Pi \right).$$

□

3. БЕЗГРАНИЧНО ДЕЛИМЫЕ СЛУЧАЙНЫЕ ВЕЛИЧИНЫ

В этом параграфе мы покажем, что каждая безгранично делимая случайная величина представима в виде стохастического интеграла по точечному случайному полю. Рассмотрим частный случай вышеописанной конструкции, когда G имеет вид \mathbb{R} , а мера Π удовлетворяет одному из следующих условий:

$$\int_{\mathbb{R}} \min(1, |x|) d\Pi(dx) < \infty \quad (7)$$

$$\int_{\mathbb{R}} \min(1, x^2) d\Pi(dx) < \infty \quad (8)$$

Через X обозначим пуассоновское случайное поле на \mathbb{R} с интенсивностью Π .

Для каждого $\varepsilon > 0$ определим случайную величину

$$\xi_\varepsilon = \sum_{\substack{x \in X \\ |x| \geq \varepsilon}} x.$$

Представим величину ξ_ε в виде суммы

$$\xi_\varepsilon = \xi_\varepsilon^{(1)} + \xi_\varepsilon^{(2)} = \sum_{\substack{\varepsilon \leq |x| \leq 1 \\ x \in X}} x + \sum_{\substack{|x| > 1 \\ x \in X}} x$$

Справедливо следующее утверждение:

Теорема 3. Если выполнено условие (7), то существует L_1 -предел $\xi^{(1)} = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \xi_\varepsilon^{(1)}$. Характеристическая функция $f_\xi(p)$ случайной величины $\xi = \xi^{(1)} + \xi^{(2)}$ имеет следующий вид:

$$f_\xi(p) = \exp \left(\int_{\mathbb{R}} (e^{ipx} - 1) \Pi(dx) \right)$$

Доказательство. Для доказательства воспользуемся теоремой 2.

Пусть $0 < \varepsilon_2 < \varepsilon_1 < 1$. Рассмотрим

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left(|\xi_{\varepsilon_1}^{(1)} - \xi_{\varepsilon_2}^{(1)}| \right) &= \mathbb{E} \left(\left| \sum_{\substack{x \in X \\ \varepsilon_1 \leq |x| \leq 1}} x - \sum_{\substack{x \in X \\ \varepsilon_2 \leq |x| \leq 1}} x \right| \right) = \\ &= \mathbb{E} \left(\left| \sum_{\substack{x \in X \\ \varepsilon_2 \leq |x| < \varepsilon_1}} x \right| \right) \leq \mathbb{E} \left(\sum_{\substack{x \in X \\ \varepsilon_2 \leq |x| \leq \varepsilon_1}} |x| \right) \quad (9) \end{aligned}$$

С одной стороны, ограничение X на множество $A_{\varepsilon_1, \varepsilon_2} = [-\varepsilon_1, -\varepsilon_2] \cup [\varepsilon_2, \varepsilon_1]$ является пуассоновским точечным полем. С другой стороны,

$$\Pi(A_{\varepsilon_1, \varepsilon_2}) < \infty, \text{ и следовательно, } \mathbb{E} \left(\sum_{\substack{x \in X \\ \varepsilon_2 \leq |x| \leq \varepsilon_1}} |x| \right) = \int_{A_{\varepsilon_1, \varepsilon_2}} |x| d\Pi \leq$$

$$\int_{\mathbb{R}} \min(1, |x|) d\Pi < \infty.$$

Тогда по теореме Леви о монотонной сходимости $\int_{A_{\varepsilon_1, \varepsilon_2}} |x| d\Pi = \int_{\mathbb{R}} |x| \mathbf{1}_{A_{\varepsilon_1, \varepsilon_2}} d\Pi \xrightarrow[\varepsilon_2 \rightarrow 0]{\varepsilon_1 \rightarrow 0} 0$. Таким образом, получаем, что $\mathbb{E} (|\xi_{\varepsilon_1} - \xi_{\varepsilon_2}|) \xrightarrow[\varepsilon_2 \rightarrow 0]{\varepsilon_1 \rightarrow 0} 0$,

т.е. последовательность случайных величин ξ_ε фундаментальна. Поскольку пространство L_1 полно, то у любой фундаментальной последовательности существует предел.

Справедливость формулы для характеристической функции следует из утверждения 3 теоремы 2. \square

Посмотрим, что будет при выполнении более слабого условия (8). Заметим, что в этом случае $\lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \xi_\varepsilon$ не обязан существовать.

Из независимости значений пуассоновского поля на непересекающихся множествах следует, что случайные величины $\xi_\varepsilon^{(1)}$ и $\xi_\varepsilon^{(2)}$ независимы.

Теорема 4. Если выполнено условие (8), то существует L_2 -предел $\tilde{\xi}^{(1)} = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} (\xi_\varepsilon^{(1)} - \mathbb{E}\xi_\varepsilon^{(1)})$. Характеристическая функция $f_\xi(p)$ случайной величины $\xi = \tilde{\xi}^{(1)} + \xi^{(2)}$ имеет следующий вид:

$$f_\xi(p) = \exp \left(\int_{\mathbb{R}} (e^{ipx} - 1 - ipx \mathbf{1}_{[-1,1]}(x)) \Pi(dx) \right)$$

Доказательство. Пусть $0 < \varepsilon_2 < \varepsilon_1 < 1$. В силу пункта 2 теоремы 2 имеем

$$\begin{aligned} \mathbb{E} (\xi_{\varepsilon_1}^{(1)} - \mathbb{E}\xi_{\varepsilon_1}^{(1)} - \xi_{\varepsilon_2}^{(1)} + \mathbb{E}\xi_{\varepsilon_2}^{(1)})^2 &= \mathbb{E} (\xi_{\varepsilon_1}^{(1)} - \xi_{\varepsilon_2}^{(1)} - \mathbb{E} (\xi_{\varepsilon_2}^{(1)} - \xi_{\varepsilon_2}^{(1)}))^2 = \\ &= \mathbb{D} (\xi_{\varepsilon_1}^{(1)} - \xi_{\varepsilon_2}^{(1)}) = \mathbb{D} \left(\sum_{\substack{x \in X \\ \varepsilon_2 \leq |x| < \varepsilon_1}} x \right) = \int_A x^2 d\Pi \quad (10) \end{aligned}$$

где $A_{\varepsilon_1, \varepsilon_2} = [-\varepsilon_1, -\varepsilon_2] \cup [\varepsilon_2, \varepsilon_1]$. Пользуясь условием второго пункта, получаем:

$$\int_{A_{\varepsilon_1, \varepsilon_2}} x^2 d\Pi = \int_{\mathbb{R}} x^2 \mathbf{1}_{A_{\varepsilon_1, \varepsilon_2}} d\Pi < \int_{\mathbb{R}} \min(1, x^2) d\Pi$$

Следовательно, по теореме Леви о монотонной сходимости

$$\int_{A_{\varepsilon_1, \varepsilon_2}} x^2 d\Pi \xrightarrow[\varepsilon_2 \rightarrow 0]{\varepsilon_1 \rightarrow 0} 0$$

и $\mathbb{E} (\xi_{\varepsilon_1} - \mathbb{E}\xi_{\varepsilon_1} - \xi_{\varepsilon_2} + \mathbb{E}\xi_{\varepsilon_2})^2 \xrightarrow[\varepsilon_2 \rightarrow 0]{\varepsilon_1 \rightarrow 0} 0$. То есть последовательность

$\xi_\varepsilon - \mathbb{E}\xi_\varepsilon$ фундаментальна. Так как пространство L_2 полно, то у любой фундаментальной последовательности существует предел.

Формула для характеристической функции следует из теоремы 3 и независимости случайных величин $\tilde{\xi}^{(1)}$ и $\xi^{(2)}$. \square

4. ОДНОРОДНЫЕ ПРОЦЕССЫ С НЕЗАВИСИМЫМИ ПРИРАЩЕНИЯМИ

В этом параграфе мы построим представление однородного процесса с независимыми приращениями в виде интеграла по точечному пуассоновскому полю. В этом случае в качестве множества G мы возьмём $\mathbb{R} \times [0, T]$ с мерой интенсивности $\Pi(dt, dx) = \Lambda(dx)dt$, где Λ - мера на \mathbb{R} с особенностью в нуле, dt - мера Лебега на $[0, T]$. Относительно меры Λ мы предположим, что она удовлетворяет или условию (7) или более слабому условию (8).

Для каждого $\varepsilon > 0$ определим случайный процесс $\xi_\varepsilon(t)$ полагая

$$\xi_\varepsilon(t) = \sum_{\substack{\varepsilon \leq |x| \\ 0 < s < t \\ (s,x) \in X}} x.$$

Аналогично тому, как это было сделано выше, представим процесс $\xi_\varepsilon(t)$ в виде суммы двух процессов $\xi_\varepsilon^{(1)}(t)$ и $\xi_\varepsilon^{(2)}(t)$, где

$$\xi_\varepsilon^{(1)}(t) = \sum_{\substack{\varepsilon \leq |x| \leq 1 \\ 0 < s < t \\ (s,x) \in X}} x,$$

$$\xi_\varepsilon^{(2)}(t) = \sum_{\substack{|x| > 1 \\ 0 < s < t \\ (s,x) \in X}} x$$

Теорема 5. Если выполнено условие $\int_{\mathbb{R}} \min(1, |x|) \Lambda(dx) < \infty$, то существует L_1 предел $\xi^{(1)}(t) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \xi_\varepsilon^{(1)}(t)$. Характеристическая функция $f(p)$ случайной величины $\xi(t) = \xi^{(1)}(t) + \xi^{(2)}(t)$ равна

$$f(p) = \exp \left(t \int_{\mathbb{R}} (e^{ipx} - 1) \Lambda(dx) \right).$$

Доказательство. Существование L_1 предела доказывается аналогично тому, как это было сделано в теореме (3). Найдём выражение для характеристической функции.

Поскольку $\xi_\varepsilon^{(1)}$ и $\xi_\varepsilon^{(2)}$ задаются стохастическим интегралом на непересекающихся множествах, то они независимы. Следовательно

$$\mathbb{E} e^{ip\xi_\varepsilon(t)} = \mathbb{E} \left(e^{ip\xi_\varepsilon^{(1)}} e^{ip\xi_\varepsilon^{(2)}} \right) = \mathbb{E} e^{ip\xi_\varepsilon^{(1)}} \mathbb{E} e^{ip\xi_\varepsilon^{(2)}}$$

Рассмотрим отдельно каждое из средних. С вероятностью 1 пуассоновское поле на множестве $B = (\mathbb{R} \setminus [-1, 1]) \times (0, t)$ имеет конечное число точек, так как $\int_B \Lambda(dx) < \infty$. Следовательно, характеристическая функция даётся формулой

$$\mathbb{E} e^{ip\xi_\varepsilon^{(2)}} = \exp \left(\int_B (e^{ipx} - 1) \Pi(dt, dx) \right).$$

Поскольку по x точки пуассоновского процесса накапливаются только к нулю, любое множество $A_\varepsilon = ([-1, -\varepsilon] \cup [\varepsilon, 1]) \times (0, t)$ также содержит конечное число точек процесса и аналогично

$$\mathbb{E} e^{ip\xi_\varepsilon^{(1)}} = \exp \left(\int_{A_\varepsilon} (e^{ipx} - 1) \Pi(dt, dx) \right)$$

Таким образом, переходя к пределу при $\varepsilon \rightarrow 0$ во втором равенстве, получаем:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}e^{ip\xi_\varepsilon(t)} &= \mathbb{E}e^{ip\xi_\varepsilon^{(1)}} \mathbb{E}e^{ip\xi^{(2)}} = \\ &= \exp\left(\int_{[-1,1]\times(0,t)} (e^{ipx} - 1)\Pi(dt, dx)\right) \exp\left(\int_B (e^{ipx} - 1)\Pi(dt, dx)\right) = \\ &= \exp\left(\int_{\mathbb{R}\times(0,t)} (e^{ipx} - 1)\Pi(dt, dx)\right) = \exp\left(t \int_{\mathbb{R}} (e^{ipx} - 1)\Lambda(dx)\right) \end{aligned} \quad (11)$$

□

Теорема 6. Если выполнено условие $\int_{\mathbb{R}} \min(1, x^2)\Lambda(dx) < \infty$, то существует L_2 предел $\tilde{\xi}^{(1)}(t) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} (\xi_\varepsilon^{(1)}(t) - \mathbb{E}\xi_\varepsilon^{(1)}(t))$. Характеристическая функция $f(p)$ случайной величины $\tilde{\xi}(t) = \tilde{\xi}^{(1)}(t) + \xi^{(2)}(t)$ равна

$$f(p) = \exp\left(t \int_{\mathbb{R}} (e^{ipx} - 1 - ipx\mathbf{1}_{[-1,1]})\Lambda(dx)\right).$$

Доказательство. Существование L_2 предела доказывается аналогично тому, как это было сделано в теореме (4). Найдём выражение для характеристической функции. Как и выше, имеем

$$\begin{aligned} \mathbb{E}e^{ip\xi^{(2)}(t)} &= \exp\left(\int_{[0,t]\times(\mathbb{R}\setminus[-1,1])} (e^{ipx} - 1)\Pi(dt, dx)\right) = \\ &= \exp\left(t \int_{\mathbb{R}\setminus[-1,1]} (e^{ipx} - 1)\Lambda(dx)\right) \end{aligned} \quad (12)$$

Поскольку по x точки пуассоновского процесса накапливаются только к нулю, любое множество $A_\varepsilon = ([-1, -\varepsilon] \cup [\varepsilon, 1]) \times (0, t)$ также содержит конечное число точек процесса и, соответственно, получаем

$$\begin{aligned} \mathbb{E}e^{ip(\xi_\varepsilon^{(1)} - \mathbb{E}\xi_\varepsilon^{(1)}(t))} &= \exp\left(\int_{A_\varepsilon} (e^{ipx} - 1 - ipx)\Pi(dt, dx)\right) = \\ &= \exp\left(\int_{[-1,1]\times(0,t)} (e^{ipx} - 1 - ipx)\mathbf{1}_{A_\varepsilon}\Pi(dt, dx)\right) \end{aligned} \quad (13)$$

Переходя к пределу при $\varepsilon \rightarrow 0$ получаем

$$\mathbb{E}e^{ip\tilde{\xi}^{(1)}} = \exp\left(\int_{[-1,1]\times(0,t)} (e^{ipx} - 1 - ipx)\Pi(dt, dx)\right)$$

Пользуясь независимостью случайных величин $\tilde{\xi}^{(1)}(t)$ и $\xi^{(2)}(t)$ получаем

$$\begin{aligned} \mathbb{E}e^{ip(\tilde{\xi}^{(1)}(t)+\xi^{(2)}(t))} &= \mathbb{E}e^{ip\tilde{\xi}^{(1)}(t)}\mathbb{E}e^{ip\xi^{(2)}(t)} = \\ &= \exp\left(t \int_{\mathbb{R}} (e^{ipx} - 1 - ipx\mathbf{1}_{[-1,1]})\Lambda(dx)\right) \end{aligned} \quad (14)$$

□

5. ПРЕДСТАВЛЕНИЕ РЕШЕНИЙ ЭВОЛЮЦИОННЫХ УРАВНЕНИЙ

В этом параграфе мы покажем, что решение некоторых эволюционных уравнений могут быть представлены в виде математического ожидания функционала от однородного процесса с независимыми приращениями.

Пусть η случайная величина. С каждой случайной величиной мы можем связать псевдодифференциальный оператор Q_η определяемый формулой

$$Q_\eta\varphi(x) = \mathbb{E}\varphi(x + \eta).$$

Покажем, что символ этого псевдодифференциального оператора есть $f_\eta(-p)$, где f_η - характеристическая функция случайной величины η .

$$\begin{aligned} Q_\eta\varphi(x) &= \mathbb{E}\varphi(x + \eta) = \mathbb{E}\left(\frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-ip(x+\eta)} \hat{\varphi}(p) dp\right) = \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-ipx} \hat{\varphi}(p) \mathbb{E}e^{-ip\eta} dp = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-ipx} \hat{\varphi}(p) f_\eta(-p) dp \end{aligned} \quad (15)$$

Пусть теперь $\eta(t)$ - процесс с независимыми приращениями, удовлетворяющий условию $\eta(0) = 0$. Для каждого $t \geq 0$ определим оператор P^t , полагая

$$P^t\varphi(x) = \mathbb{E}\varphi(x + \eta(t))$$

Теорема 7. Семейство операторов P^t образует полугруппу.

Доказательство. Свойство $P^0\varphi(x) = \varphi(x)$ очевидно. Покажем, что $P^{(t+s)} = P^t P^s$. Для этого рассмотрим поток σ -алгебр $\mathcal{F}_t = \sigma\{\eta(s), s \leq t\}$. Тогда

$$\begin{aligned} P^{(t+s)}\varphi(x) &= \mathbb{E}\varphi(x + \eta(t+s)) = \mathbb{E}\varphi(x + \eta(t) + \eta(t+s) - \eta(t)) = \\ &= \mathbb{E}\mathbb{E}(\varphi(x + \eta(t) + \eta(t+s) - \eta(t)) \mid \mathcal{F}_t) \end{aligned} \quad (16)$$

Поскольку $\eta(t)$ и $\eta(t) - \eta(s)$ независимы, то

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(\varphi(x + \eta(t) + \eta(t + s) - \eta(t)) \mid \eta(t) = y) &= \\ &= \mathbb{E}\varphi(x + y + \eta(t + s) - \eta(t)) = P^s\varphi(x + y) \end{aligned} \quad (17)$$

Следовательно

$$P^{(t+s)}\varphi(x) = \mathbb{E}(P^s\varphi(x + \eta(t))) = P^t P^s\varphi(x)$$

□

Рассмотрим процесс с независимыми приращениями $\tilde{\xi}(t)$, спектральная мера Λ которого удовлетворяет условию

$$\int_{\mathbb{R}} \min(1, x^2) \Lambda(dx) < \infty.$$

Через P^t обозначим порождённую им полугруппу операторов

$$P^t\varphi(x) = \mathbb{E}\varphi(x + \xi(t)).$$

Через P_ε^t обозначим полугруппу, порождённую аппроксимирующим процессом $\tilde{\xi}_\varepsilon(t) = \tilde{\xi}_\varepsilon^{(1)}(t) + \xi^{(2)}(t)$

$$P_\varepsilon^t\varphi(x) = \mathbb{E}\varphi(x + \tilde{\xi}_\varepsilon(t)).$$

Теорема 8. Пусть $\varphi \in W_2^2(\mathbb{R})$, где $W_2^2(\mathbb{R})$ - пространство Соболева функций на \mathbb{R} , имеющих квадратично суммируемые производные до второго порядка. Тогда

1. Генератор полугруппы P_ε^t имеет вид:

$$A_\varepsilon\varphi(x) = \int_{\mathbb{R} \setminus [-\varepsilon, \varepsilon]} (\varphi(x + y) - \varphi(x) - y\varphi'(x)\mathbf{1}_{[-1,1]}(y))\Lambda(dy)$$

2. Генератор полугруппы P^t имеет вид:

$$A\varphi(x) = \int_{\mathbb{R}} (\varphi(x + y) - \varphi(x) - y\varphi'(x)\mathbf{1}_{[-1,1]}(y))\Lambda(dy)$$

Доказательство. Докажем только утверждение пункта 1. Доказательство пункта 2 проводится аналогично.

Запишем функцию $\varphi(x)$ через преобразование Фурье:

$$\varphi(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-ipx} \hat{\varphi}(p) dp$$

Действие полугруппы можно записать следующим образом:

$$\begin{aligned} P_\varepsilon^t \varphi(x) &= \mathbb{E} \left(\frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-ip(x+\xi_\varepsilon(t))} \hat{\varphi}(p) dp \right) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-ipx} \hat{\varphi}(p) \mathbb{E} e^{-ip\xi_\varepsilon(t)} dp = \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-ipx} \hat{\varphi}(p) \exp \left(t \int_{\mathbb{R} \setminus [-\varepsilon, \varepsilon]} (e^{-ipy} - 1 + ipy \mathbf{1}_{[-1,1]}) \Lambda(dy) \right) dp \end{aligned} \quad (18)$$

То есть, полугруппа действует на функцию как умножение на экспоненту её Фурье-образа. Тогда действие генератора полугруппы A_ε легко найти дифференцированием по t при $t = 0$:

$$\begin{aligned} A_\varepsilon \varphi(x) &= \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-ipx} \hat{\varphi}(p) \int_{\mathbb{R} \setminus [-\varepsilon, \varepsilon]} (e^{-ipy} - 1 + ipy \mathbf{1}_{[-1,1]}) \Lambda(dy) dp \\ A_\varepsilon \varphi(x) &= \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R} \setminus [-\varepsilon, \varepsilon]} \int_{\mathbb{R}} (\hat{\varphi}(p) e^{-ip(x+y)} - \hat{\varphi}(p) e^{-ipx} + \hat{\varphi}(p) ipy \mathbf{1}_{[-1,1]}) \Lambda(dy) dp = \\ &= \int_{\mathbb{R} \setminus [-\varepsilon, \varepsilon]} (\varphi(x+y) - \varphi(x) - y\varphi'(x) \mathbf{1}_{[-1,1]}(y)) \Lambda(dy) \end{aligned} \quad (19)$$

□

Из теоремы 8 следует, что для $\varphi \in W_2^2$ функция

$$u(t, x) = \mathbb{E} \varphi(x + \tilde{\xi}(t)),$$

является решением задачи Коши для эволюционного уравнения

$$\frac{\partial u}{\partial t} = Au, \quad u(0, x) = \varphi(x).$$

Покажем теперь, что функция $u_\varepsilon(t, x) = \mathbb{E} \varphi(x + \tilde{\xi}_\varepsilon(t))$ является аппроксимацией в L_2 функции $u(t, x)$. Справедливо следующее утверждение

Теорема 9. *Существует такая постоянная $C > 0$, что выполнено неравенство*

$$\|P_\varepsilon^t \varphi - P^t \varphi\|_{L_2} \leq Ct \gamma(\varepsilon) \|\varphi\|_{W_2^2},$$

где

$$\gamma(\varepsilon) = \int_{-\varepsilon}^{\varepsilon} y^2 \Lambda(dy) \xrightarrow{\varepsilon \rightarrow 0} 0$$

Доказательство. Выберем норму в пространстве Соболева эквивалентную стандартной $\|\varphi\|_{W_2^2}^2 = \int_{\mathbb{R}} (1 + |p|^4) |\hat{\varphi}(p)|^2 dp$. Воспользуемся формулой Дюамеля для разности операторных экспонент:

$$e^{(A+B)t} - e^{tA} = \int_0^t e^{(A+B)\tau} B e^{A(t-\tau)} d\tau$$

Если в качестве $A + B$ и A взять генераторы полугрупп P_ε^t и P^t соответственно, то получим:

$$P^t = e^{tA}, \quad P_\varepsilon^t = e^{t(A+B)}$$

и

$$\begin{aligned} \|P_\varepsilon^t \varphi(x) - P^t \varphi(x)\|_{L_2} &= \left\| \int_0^t e^{(A+B)\tau} B e^{A(t-\tau)} \varphi(x) d\tau \right\|_{L_2} \leq \\ &\leq \int_0^t \|e^{(A+B)\tau} B e^{A(t-\tau)} \varphi(x) d\tau\|_{L_2} \leq \\ &\leq \int_0^t \|e^{(A+B)\tau}\|_{L_2 \rightarrow L_2} \|B\|_{W_2^2 \rightarrow L_2} \|e^{A(t-\tau)}\|_{W_2^2 \rightarrow W_2^2} d\tau \|\varphi\|_{W_2^2} \quad (20) \end{aligned}$$

Оценим в отдельности каждую норму:

$$\begin{aligned} \|e^{A(t-\tau)} \varphi(x)\|_{W_2^2}^2 &= \|P^{t-\tau} \varphi(x)\|_{W_2^2}^2 = \\ &= \int_{\mathbb{R}} (1+|p|^4) |\hat{\varphi}(p) \exp \left((t-\tau) \int_{\mathbb{R}} (e^{-ipy} - 1 + ipy \mathbf{1}_{[-1,1]}) \Lambda(dy) \right)|^2 dp = \\ &= \int_{\mathbb{R}} (1+|p|^4) |\hat{\varphi}(p)|^2 \left| \exp \left((t-\tau) \operatorname{Re} \int_{\mathbb{R}} (e^{-ipy} - 1 + ipy \mathbf{1}_{[-1,1]}) \Lambda(dy) \right) \right|^2 dp \leq \\ &\leq \|\varphi\|_{W_2^2}^2 \quad (21) \end{aligned}$$

Здесь был использован тот факт, что $\operatorname{Re}(e^{-ipy} - 1 + ipy \mathbf{1}_{[-1,1]}) \leq 0$. Таким образом, $\|e^{A(t-\tau)}\|_{W_2^2 \rightarrow W_2^2} \leq 1$. Аналогично можно показать, что $\|e^{(A+B)\tau}\|_{L_2 \rightarrow L_2} \leq 1$. Осталось найти норму B .

$$B\varphi(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-ipx} \hat{\varphi}(p) \int_{-\varepsilon}^{\varepsilon} (e^{-ipy} - 1 + ipy \mathbf{1}_{[-1,1]}) \Lambda(dy) dp$$

Поскольку преобразование Фурье изометрично в L_2 , то

$$\begin{aligned} \|B\varphi\|_{L_2}^2 &= \|\hat{\varphi}(p) \int_{-\varepsilon}^{\varepsilon} (e^{-ipy} - 1 + ipy \mathbf{1}_{[-1,1]}) \Lambda(dy)\|_{L_2}^2 = \\ &= \int_{\mathbb{R}} |\hat{\varphi}(p)|^2 \left| \int_{-\varepsilon}^{\varepsilon} (e^{-ipy} - 1 + ipy \mathbf{1}_{[-1,1]}) \Lambda(dy) \right|^2 dp \quad (22) \end{aligned}$$

Считая, что $|\varepsilon| < 1$ мы можем откинуть индикатор под интегралом:

$$\begin{aligned} \|B\varphi\|_{L_2}^2 &= \int_{\mathbb{R}} |\hat{\varphi}(p)|^2 \left| \int_{-\varepsilon}^{\varepsilon} (e^{-ipy} - 1 + ipy) \Lambda(dy) \right|^2 dp \leq \\ &\leq \int_{\mathbb{R}} p^4 |\varphi(p)|^2 \left(\int_{-\varepsilon}^{\varepsilon} y^2 \Lambda(dy) \right)^2 dp \leq \gamma^2(\varepsilon) \|\varphi\|_{W_2^2}^2 \quad (23) \end{aligned}$$

Здесь было использовано неравенство $e^{-ipy} - 1 + ipy \leq p^2 y^2$.
 Когда оценки на все три нормы получены, мы можем написать:

$$\|P_\varepsilon^t \varphi(x) - P^t \varphi(x)\|_{L_2} \leq \int_0^t \gamma(\varepsilon) \|\varphi\|_{W_2^2} d\tau = t\gamma(\varepsilon) \|\varphi\|_{W_2^2}$$

□

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- [1] А.Д.Вентцель, *Курс теории случайных процессов*. 2-е изд., доп. – М.: Наука, Физматлит, 1996. – 400 с.
- [2] Дж.Кингман, *Пуассоновские процессы* // Под ред. А.М.Вершика. – М.: МЦНМО, 2007. – 136 с.
- [3] И.А.Ибрагимов, Ю.В.Линник, *Независимые и стационарно связанные величины*. – М.: Наука, Гл. ред. физ.-мат. лит., 1965. – 524 с.
- [4] В.В.Петров, *Предельные теоремы для сумм независимых случайных величин*. – М.: Наука, Гл. ред. физ.-мат. лит., 1987. – 320 с.
- [5] И.И.Гихман, А.В.Скороход, *Введение в теорию случайных процессов : учебное пособие для студентов физ.-мат. специальностей вузов*. 2-е изд. – М.: Наука, Гл. ред. физ.-мат. лит., 1977. – 567 с.